

# Relatório Técnico do INE

## **Fatores de Risco para a Mortalidade Infantil em Nascidos Vivos na Quarta Coordenadoria Regional de Saúde do Rio Grande do Sul**

Meire Mezzomo, Anaelena Bragança de Moraes e  
Roselaine Ruviaro Zanini

**Relatório Técnico INE 001/2018**



Universidade Federal de Santa Catarina  
Departamento de Informática e Estatística

## FATORES DE RISCO PARA A MORTALIDADE INFANTIL EM NASCIDOS VIVOS NA QUARTA COORDENADORIA REGIONAL DE SAÚDE DO RIO GRANDE DO SUL

<sup>1</sup>Meire Mezzomo, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, SC. meire.mezzomo@ufsc.br

<sup>2</sup>Anaelena Bragança de Moraes, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS. anaelena@smail.ufsm.br

<sup>3</sup>Roselaine Ruviaro Zanini, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, RS. rrzanini@terra.com.br

### RESUMO

Neste estudo foram analisados os dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e de Mortalidade identificando os fatores de risco para a mortalidade infantil de nascidos vivos de mães residentes nos municípios pertencentes à 4ª Coordenadoria Regional de Saúde, RS em 2006. A variável dependente foi a ocorrência ou não de óbito de bebês menores de um ano. Para a análise, utilizou-se o modelo de regressão logística múltipla. Os resultados indicaram os fatores de risco significativos para a mortalidade infantil: mãe sem união estável (OR=2,0; IC 95%; 1,12-3,52), prematuridade (OR=3,3; IC95%; 1,62-6,53), baixo peso (OR=4,7; IC95%; 2,32-9,37), índice de Apgar 1º e 5º minuto  $\leq 8$  (OR=3,9; IC95%; 1,92-8,05 e OR=5,6; IC95%; 3,11-10,12 respectivamente) e presença de anomalias congênitas (OR=20,4; IC95%; 9,77-42,59). Os resultados sugerem uma melhor vigilância e planejamento das políticas públicas de saúde, com ênfase aos cuidados às gestantes e aos recém-nascidos, com o intuito de identificar precocemente doenças maternas e fetais, proporcionando uma melhor qualidade de vida do bebê.

**Palavras-chaves:** Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos; Mortalidade Infantil; Fator de Risco; Modelo de Regressão Logística Múltipla.

### ABSTRACT

In this study we analyse data from the Information System of Live Births and Mortality (Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos e de Mortalidade, in portuguese) identifying which are the main factors that contribute for the child mortality of live births from mothers who live in cities that belong to the 4th Regional Health Coordination in Rio Grande do Sul – Brazil, in 2006. The response variable was the occurrence (or not) of infant death. For the analysis, we used the logistic regression model. Results indicate the main factors for child mortality: mothers with non-stable union (OR=2.0; CI 95%: 1.12–3.52), prematurity (OR=3.3; CI 95%: 1.62–6.53), low weight (OR=4.7; CI 95%: 2.32–9.37), Apgar score at one and five minutes  $\leq 8$  (OR=3.9; CI 95%: 1.92–8.05; and OR=5.6; CI 95%: 3.11–10.12; respectively) and congenital anomalies (OR=20.4; CI 95%: 9.77–42.59). Results suggest a better supervision and planning of public health policies, emphasizing on the care of pregnant women and newborns, in order to early identify maternal and fetal diseases, providing a better life quality for the baby.

**Keywords:** System of Information on Born Alive; Infant Mortality; Risk Factor; Multiple Logistic Regression Model

## 1. INTRODUÇÃO

Conhecer o perfil da mortalidade infantil é fundamental para a formulação de estratégias que permitam o seu controle e prevenção. Altas taxas de mortalidade infantil refletem os baixos níveis de saúde e o desenvolvimento socioeconômico de uma população<sup>1</sup>.

Para medir as condições de saúde, faz-se o uso de indicadores, que são medidas que possibilitam a verificação da ocorrência de um fato específico. Assim, um dos indicadores fundamentais para se avaliar a qualidade de vida de uma população é o Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI), que mensura quantas crianças menores de um ano, dentre as que nasceram vivas, morreram em um determinado período, ou seja, identifica a relação entre o número de óbitos de crianças menores de um ano de vida e o número de nascidos vivos (NV) em um determinado local e período, sendo calculado na base de mil nascidos vivos. O CMI pode ser considerado como um dos mais eficientes indicadores da qualidade da assistência à saúde, bem como do nível socioeconômico de uma população<sup>2</sup>.

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2012)<sup>3</sup>, a taxa de mortalidade infantil no Brasil continua em declínio, caindo quase pela metade entre 2000 e 2010. Conforme os resultados gerais do censo 2010, o número de óbitos de crianças menores de um ano passou de 29,7 para 15,6 em cada mil nascidos vivos, registrando uma queda de 47,6%. Dentre as regiões do país, o Nordeste registra a queda mais expressiva da mortalidade infantil, o índice passou de 44,7 para 18,5 óbitos para cada mil nascidos vivos. Porém, ainda é o nível mais alto no país. Em contrapartida, o menor índice foi registrado no Sul de 12,6 mortes para cada mil nascidos.

De acordo com a pesquisa os fatores relevantes responsáveis pela queda expressiva do indicador são as políticas de medicina preventiva e curativa, programas de saúde materna e infantil, ampliação dos serviços de saneamento básico, a oferta dos serviços do Sistema Único de Saúde ao aumento do aleitamento materno, ao aumento das coberturas vacinais, a valorização do salário mínimo e dos programas de transferência de renda, além do aumento da escolaridade materna e ao declínio da fecundidade, sendo que esses fatores refletem em melhores condições e qualidade de vida para uma população<sup>3</sup>.

O CMI é influenciado diretamente por condições como: número de consultas pré-natais, tipo de gravidez, história materna (conduta e doença materna), idade materna, condições e tipo de parto, diferenças raciais maternas e infantis, condições socioeconômicas da mãe (escolaridade), intervalos entre partos, prematuridade, baixo peso ao nascer, malformações congênitas, estado marital, sexo dos bebês, mortalidade perinatal, mães portadoras de

doenças infecto-contagiosas, dentre outros<sup>5</sup>. Estas condições constituem os prováveis fatores de risco associados à mortalidade infantil.

Este estudo tem por objetivo identificar os fatores de risco da mortalidade infantil dos NV de mães residentes nos municípios pertencentes à 4ª Coordenadoria Regional de Saúde, RS, no ano de 2006.

## 2. MATERIAIS E MÉTODOS

Este estudo longitudinal compreende os registros de nascimentos e óbitos de crianças de mães residentes nos municípios pertencentes a 4ª CRS do RS, sendo que as informações utilizadas sobre os NV foram provenientes das Declarações de Nascido Vivo (DN) cujas informações constam no Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), e os óbitos de bebês menores de um ano de vida provenientes das Declarações de Óbitos (DO), no ano de 2006, que constam no Sistema de Mortalidade (SIM)<sup>8,9</sup>.

Conforme a Secretaria Estadual de Saúde o estado do RS é constituído por 19 Coordenadorias Regionais de Saúde (CRS) e a 4ª CRS abrange 32 municípios: Agudo, Cacequi, Capão do Cipó, Dilermando de Aguiar, Dona Francisca, Faxinal do Soturno, Formigueiro, Itaara, Ivorá, Jaguari, Jarí, Júlio de Castilhos, Mata, Nova Esperança do Sul, Nova Palma, Paraíso do Sul, Pinhal Grande, Quevedos, Restinga Sêca, Santa Maria, Santiago, São Francisco de Assis, São João do Polêsine, São Martinho da Serra, São Pedro do Sul, São Sepé, São Vicente do Sul, Silveira Martins, Toropi, Tupanciretã, Unistalda e Vila Nova do Sul, sendo Santa Maria o município-sede<sup>7</sup>.

A população considerada neste estudo foi de 6983 NV. A identificação dos óbitos foi realizada vinculando-se o número da DN comum às bases de nascimentos e óbitos (*linkage*), permitindo que as probabilidades de morte pudessem ser calculadas em função da presença ou ausência de alguns fatores de risco presentes nas DN<sup>10</sup>. Não foi possível a utilização de oito DOs, devido a não vinculação do número da DN nos dois sistemas (SINASC e SIM).

Uma das limitações deste estudo diz respeito ao fato de considerar apenas os bebês que nasceram e morreram no ano de 2006. Além disso, conforme Souza (2004)<sup>11</sup>, para a identificação dos erros de registro dos dados, foi considerada a classificação do NV com base no peso e idade gestacional. Essa classificação considera que NV com: idade gestacional inferior a 22 semanas; peso inferior a 500g; idade gestacional de 22 a 27 semanas e peso superior a 1500g; idade gestacional de 28 a 31 semanas e peso superior a 2500g; idade gestacional superior a 37 semanas e peso inferior a 1500g são informações preenchidas de forma errônea, sendo que essas informações podem estar relacionadas a um nascido morto. Conforme esses critérios foram excluídos 20 registros que se enquadraram em uma dessas situações, restando 6963 NV no banco de dados para a análise.

Neste estudo a variável dependente foi a ocorrência ou não de óbito em crianças menores de um ano de vida, ou seja, o óbito infantil. Foram consideradas como covariáveis aquelas disponíveis no SINASC, com potencial de serem fatores de risco associados à mortalidade infantil. Assim, foram analisadas as covariáveis associadas às características maternas: idade (< 20 anos (mães adolescentes), 20 a 34 anos e ≥ 35); paridade (≤ 2 filhos ou menos, ≥ 3 filhos, vivos e mortos de gestações anteriores); escolaridade (0 a 3 anos, 4 a 11 anos, 12 anos concluídos ou mais de estudo); estado civil (casada ou união consensual, outro); número de consultas pré-natais (nenhuma, 1 a 6, 7 ou mais); tipo de gravidez (única, múltipla); tipo de parto (vaginal, cesáreo); local do nascimento (hospital, outro) e idade gestacional (pré-termo (< 37 semanas), a termo (≥ 37 semanas)) e as relativas às características do NV: peso ao nascer (< 2500g (baixo peso), ≥ 2500g); índice de Apgar 1º minuto (< 7, 7 ou 8, 9 ou 10); índice de Apgar 5º minuto (< 7, 7 ou 8, 9 ou 10); sexo (masculino, feminino); raça/cor (branca, outra); malformação congênita e/ou anomalia cromossômica (sem, com).

Algumas covariáveis foram recategorizadas em faixas, conforme apresentado anteriormente, com base na revisão bibliográfica, com o objetivo de possibilitar uma melhor interpretação e discussão dos resultados.

A associação entre a covariável categórica e a variável dependente foi realizada pela análise de regressão logística univariada que serviu como critério de seleção das covariáveis para o modelo múltiplo. Se o coeficiente da covariável era significativo, considerando um nível de significância de 25%, esta foi considerada como uma covariável potencial para entrar no modelo múltiplo. Para o modelo final, foi considerado um nível de 5% de significância.

### 2.1 Regressão logística

Esta técnica, assim como a regressão linear múltipla, estuda a relação entre uma variável resposta e uma ou mais variáveis independentes. A diferença entre elas se deve ao fato, de que na regressão logística a variável dependente é categórica, enquanto na regressão linear esta variável é contínua. Outra diferença expressiva é que na regressão logística a resposta é expressa por meio de uma probabilidade de ocorrência, enquanto na regressão linear obtém-se um valor numérico, não necessariamente entre zero e um<sup>13</sup>.

Para Pagano (2004)<sup>6</sup>, ao estudar uma regressão linear, com p variáveis independentes, tenta-se estimar uma equação de regressão da população, abaixo descrita:

$$\mu_y | x_1, x_2, \dots, x_p = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p \quad (1)$$

No caso de uma análise univariada, pode-se ajustar um modelo da forma abaixo:

$$p = \beta_0 + \beta_1 x \quad (2)$$

onde  $x$  = variável independente;  $p = y$  = resultado de uma variável contínua normalmente distribuída;  $\beta_0$  = intercepto da linha,  $\beta_1$  = inclinação da linha.

Esse é um modelo de regressão linear padrão. Uma vez que  $p$  é uma probabilidade, ela está restrita a assumir valores entre 0 e 1, entretanto a equação (2), pode produzir um valor que se encontra fora desse intervalo<sup>6</sup>. Portanto esse modelo não é apropriado. Pode-se então, tentar resolver este problema ajustando-se o modelo descrito abaixo:

$$p = e^{\beta_0 + \beta_1 x} \quad (3)$$

A equação (3) garante que a estimativa de  $p$  seja positiva. Embora este modelo não produza uma estimativa negativa de  $p$ , pode produzir um valor maior do que 1.

Para satisfazer essa restrição final, ajusta-se o modelo da forma abaixo descrita:

$$p = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x)}} = P(y/x) \quad (4)$$

sendo que esta expressão, denomina-se de função logística, que é a forma específica do modelo da regressão logística. Essa equação (4) ajustada não produz um valor negativo ou maior do que 1, ou seja, restringe o valor estimado de  $p$  para o intervalo exigido de 0 a 1.

Sabe-se que, se um evento ocorre com probabilidade  $p$ , à chance (odds) a seu favor é de  $p/(1 - p)$ . Substituindo o valor de  $p$ , na equação 4, tem-se:

$$odds = \frac{p}{(1 - p)} = \frac{\frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}}}{\frac{1}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}}} = e^{\beta_0 + \beta_1 x} \quad (5)$$

Aplicando-se o logaritmo neperiano em ambos os lados, da equação (5) obtém-se a equação (6).

$$\ln \left[ \frac{p}{1 - p} \right] = \ln \left[ e^{\beta_0 + \beta_1 x} \right] = \beta_0 + \beta_1 x = \text{logit}(p) \quad (6)$$

Esta transformação de  $p$  é denominada função *logit* e é linear nos seus parâmetros.

Segundo Cox (1969 apud HOSMER e LEMESHOW, 1989)<sup>13</sup>, muitas funções de distribuições têm sido propostas, mas a função ideal para a variável resposta dicotômica é a função *logit*, por ser extremamente flexível e fácil de ser usada e interpretada. Com isso, modelar a probabilidade  $p$  como uma função logística é equivalente a ajustar um modelo de regressão linear, no qual a resposta contínua  $y$  foi substituída pelo logaritmo da chance de sucesso de uma variável aleatória dicotômica, sendo que o logaritmo é utilizado por questões matemáticas.

No entanto, em vez de assumir que a relação entre  $p$  e  $x$  seja linear, assume-se que a relação entre  $\ln \left[ \frac{p}{1 - p} \right]$  e  $x$  é linear. Essa técnica de ajuste do modelo denomina-se regressão logística<sup>6</sup>.

Generalizando a equação 6 para  $p$  variáveis independentes, tem-se:

$$\ln \left[ \frac{p}{1 - p} \right] = \ln odds = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p \quad (7)$$

e de acordo com a equação (4), tem-se:

$$P(y/x) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p)}} = \frac{1}{1 + e^{-(\ln odds)}} \quad (8)$$

Na regressão linear, o método mais usado para a estimação dos parâmetros é o método dos mínimos quadrados (MMQ). Quando o MMQ é usado em modelos com resultado dicotômico, os estimadores não apresentam propriedades estatísticas desejáveis para o ajuste do modelo. Neste caso, utiliza-se o método de máxima verossimilhança<sup>13</sup>.

Para testar a significância dos coeficientes no modelo de regressão logística foi utilizado o teste de Wald. Este teste é obtido pela comparação da estimativa de máxima verossimilhança do parâmetro de inclinação  $\beta_i$  em relação à estimativa do seu erro padrão. A razão resultante, sob a hipótese de que  $\beta_i = 0$ , segue uma distribuição normal padrão. A estatística do teste é dada pela equação (9).

$$W_i = \frac{\hat{\beta}_i}{SE(\hat{\beta}_i)} \quad (9)$$

Em que  $\hat{\beta}_i$  = estimativa do coeficiente de regressão e  $SE(\hat{\beta}_i)$  = erro padrão do coeficiente de regressão  $\beta_i$ .

### 3 RESULTADOS

Na Tabela 1, verifica-se que 18,6% das mães eram adolescentes e que 8,6% das mães apresentavam um baixo nível de instrução escolar, sendo estas consideradas analfabetas ou semi-analfabetas. Em relação ao estado civil, 57,3% das mães não possuíam união estável durante o período gestacional.

**Tabela 1 – Análise descritiva dos fatores de risco para a mortalidade infantil, segundo características maternas, 4ª CRS do RS, 2006 (n = 6963)**

Variáveis independentes	Nascidos Vivos (%)	Sobrevivida (%)	Óbitos (%)	CMI (‰)
<b>Idade materna (anos)</b>				
20 a 34	4669 (67,1)	4626 (99,1)	43 (0,9)	9,21
≥ 35	998 (14,3)	985 (98,7)	13 (1,3)	13,03
< 20	1296 (18,6)	1272 (98,1)	24 (1,9)	18,52
<b>Paridade</b>				
≤ 2	5891 (85,0)	5830 (99,0)	61 (1,0)	10,35
≥ 3	1038 (15,0)	1020 (98,3)	18 (1,7)	17,34
<b>Escolaridade (anos)</b>				
12 ou mais	1140 (16,5)	1128 (98,9)	12 (1,1)	10,53
4 a 11	5181 (74,9)	5124 (98,9)	57 (1,1)	11,00
0 a 3	593 (8,6)	582 (98,1)	11 (1,9)	18,55
<b>Estado civil</b>				
Casada ou união consensual	2960 (42,7)	2937 (99,8)	23 (0,8)	7,77
Outro	3975 (57,3)	3919 (98,6)	56 (1,4)	14,09
<b>Consultas pré-natais</b>				
7 ou mais	4693 (68,0)	4660 (99,3)	33 (0,7)	7,03
1 a 6	2095 (30,4)	2059 (98,3)	36 (1,7)	17,18
Nenhuma	111 (1,60)	102 (91,9)	9 (8,1)	81,08
<b>Tipo de gravidez</b>				
Única	6832 (98,1)	6762 (99,0)	70 (1,0)	10,24
Múltipla	131 (1,9)	121 (92,4)	10 (7,6)	76,33
<b>Tipo de parto</b>				
Vaginal	3088 (44,3)	3054 (98,9)	34 (1,1)	11,01
Cesáreo	3875 (55,7)	3829 (98,8)	46 (1,2)	11,87
<b>Local do nascimento</b>				
Hospital	6932 (99,6)	6857 (98,9)	75 (1,1)	10,82
Outro	31 (0,4)	26 (83,9)	5 (16,1)	161,29
<b>Idade gestacional (semanas)</b>				
A termo (≥ 37)	6267 (90,2)	6238 (99,5)	29 (0,5)	4,63
Pré-termo (< 37)	680 (9,8)	629 (92,5)	51 (7,5)	75,00
<b>Total</b>	6963 (100,0)	6883 (98,9)	80 (1,1)	11,49

Excluídos da análise os casos sem informação: paridade (34), escolaridade (49), estado civil (525), consultas pré-natais (64), idade gestacional (16); CMI (‰): coeficiente de mortalidade infantil por mil nascidos vivos; CRS: Coordenadorias Regionais de Saúde.

Em relação ao número de consultas pré-natais, 32% das mães realizaram menos de seis consultas. Dos NV, 1,9% nasceram de gestações múltiplas, ou seja, de uma gestação única com dois ou mais bebês. O CMI para os NV pertencentes a 4ª CRS foi de 11,49‰ NV. Alguns dos valores mais elevados para os CMIs encontrados

foram para: mães adolescentes, mães com alta paridade, baixa escolaridade, nenhuma consulta pré-natal, gravidez múltipla, nascimento fora do hospital e com nascimento prematuro.

Na Tabela 2, têm-se os potenciais fatores de risco para a mortalidade infantil, segundo as características do NV. Nesta tabela também se pode observar que o peso médio ao nascer dos bebês foi 3168,5 gramas. Os valores médios do Apgar para os NV no 1º minuto e 5º minuto foram 8,6 e 9,7, respectivamente. O percentual de NV com malformação congênita foi 1,0%.

**Tabela 2 – Análise descritiva dos fatores de risco para a mortalidade infantil, segundo características do nascido vivo, 4ª CRS do RS, 2006 (n = 6963)**

Variáveis independentes	Nascidos Vivos (%)	Sobrevivida (%)	Óbitos (%)	CMI (‰)
<b>Peso ao nascer (g)*500-5380; 3168,5±61,1</b>				
≥ 2.500	6327 (90,9)	6298 (99,5)	29 (0,5)	4,58
< 2.500	635 (9,1)	584 (92,0)	51 (8,0)	80,32
<b>Apgar 1º minuto* 0-10; 8,6±1,2</b>				
9 ou 10	4775 (68,8)	4763 (99,7)	12 (0,3)	2,51
7 ou 8	1820 (26,2)	1799 (98,8)	21 (1,2)	11,54
< 7	348 (5,0)	305 (87,6)	43 (12,4)	123,56
<b>Apgar 5º minuto* 0-10; 9,7±0,7</b>				
9 ou 10	6641 (95,6)	6604 (99,4)	37 (0,6)	5,57
7 ou 8	254 (3,7)	235 (92,5)	19 (7,5)	74,80
< 7	50 (0,7)	29 (58,0)	21 (42,0)	420,00
<b>Sexo</b>				
Masculino	3564 (51,0)	3516 (98,7)	48 (1,3)	13,47
Feminino	3397 (49,0)	3366 (99,1)	31 (0,9)	9,13
<b>Raça/cor</b>				
Branca	6281 (90,2)	6210 (98,9)	71 (1,1)	11,30
Outra	679 (9,8)	671 (98,8)	8 (1,2)	11,78
<b>Anomalias</b>				
Sem	6886 (99,0)	6827 (99,1)	59 (0,9)	8,57
Com	68 (1,0)	49 (72,1)	19 (27,9)	279,41
<b>Total</b>	6963 (100,0)	6883 (98,9)	80 (1,1)	11,49

\*mínimo – máximo; média ± desvio padrão; CMI (‰): coeficiente de mortalidade infantil por mil nascidos vivos; CRS: Coordenadorias Regionais de Saúde

Na Tabela 3 são apresentados os resultados da análise de regressão logística univariada para os NV, considerando-se as covariáveis correspondentes às características da mãe. Observando-se os valores da significância (*p*), verifica-se que as covariáveis escolaridade e o tipo de parto não foram significativas, sendo descartadas como candidatas a serem testadas no modelo múltiplo.

**Tabela 3 – Análise de regressão logística univariada, segundo características maternas, tendo como desfecho o óbito, 4ª CRS do RS, 2006 (n = 6963)**

Variáveis independentes	OR Bruto	IC 95%	p
<b>Idade materna (anos)</b>			0,021*
20 a 34	1		
≥ 35	1,420	0,761 - 2,650	
< 20	2,030	1,227 - 3,357	
<b>Paridade</b>			0,053*
≤ 2	1		
≥ 3	1,687	0,993 - 2,865	
<b>Escolaridade (anos)</b>			0,257
12 ou mais	1		
4 a 11	1,046	0,559 - 1,955	
0 a 3	1,777	0,779 - 4,051	
<b>Estado civil</b>			0,016*
Casada ou união consensual	1		
Outro	1,825	1,120 - 2,972	
<b>Consultas pré-natais</b>			< 0,001*
7 ou mais	1		
1 a 6	2,469	1,535 - 3,971	
Nenhuma	12,460	5,811 - 26,715	
<b>Tipo de gravidez</b>			< 0,001*
Única	1		
Múltipla	7,983	4,018 - 15,862	
<b>Tipo de parto</b>			0,738
Vaginal	1		
Cesáreo	1,079	0,691 - 1,685	
<b>Local do nascimento</b>			< 0,001*
Hospital	1		
Outro	17,582	6,574 - 47,024	
<b>Idade gestacional (semanas)</b>			< 0,001*
A termo (≥ 37)	1		
Pré-termo (< 37)	17,441	10,975 - 27,715	

OR: Odds ratio; OR Bruto = 1: Categoria de referência; IC 95%: Intervalo de Confiança de 95%; CRS: Coordenadorias Regionais de Saúde; \*  $p \leq 0,25$ .

Na Tabela 4 são apresentados os resultados da análise de regressão logística univariada, considerando-se as covariáveis correspondentes às características do NV. Verifica-se que a covariável raça não foi significativa, sendo descartada como candidata a ser testada no modelo múltiplo. Para o modelo múltiplo, inicialmente foram testadas as doze covariáveis significativas ( $p \leq 0,25$ ) selecionadas.

Inicialmente foram testadas, no modelo múltiplo, as 12 covariáveis selecionadas (excluídas a escolaridade da mãe, o tipo de parto e a raça/cor do NV). Para o modelo encontrado, considerando as 12 covariáveis significativas na etapa univariada foi obtido o valor de  $-2 \ln$  da verossimilhança de 435,969 com 16 graus de liberdade (g.l.).

Na etapa posterior foram excluídas do modelo, uma a uma as covariáveis não significativas ( $p > 0,05$ ): sexo do NV, idade materna, paridade, número de consultas pré-natais e tipo de gravidez.

**Tabela 4 – Resultados da análise de regressão logística univariada, segundo características do nascido vivo, tendo como desfecho o óbito, 4ª CRS do RS, 2006 (n = 6963)**

Variáveis independentes	OR Bruto	IC 95%	p
<b>Peso ao nascer (g)</b>			< 0,001*
≥ 2.500	1		
< 2.500	18,965	11,929 - 30,153	
<b>Apgar 1º minuto</b>			< 0,001*
9 ou 10	1		
7 ou 8	4,633	2,275 - 9,437	
< 7	55,959	29,205 - 107,221	
<b>Apgar 5º minuto</b>			< 0,001*
9 ou 10	1		
7 ou 8	14,431	8,175 - 25,474	
< 7	129,249	67,615 - 247,066	
<b>Sexo</b>			0,089*
Masculino	1		
Feminino	1,482	0,941 - 2,334	
<b>Raça/cor</b>			0,911
Branca	1		
Outra	1,043	0,500 - 2,175	
<b>Anomalias</b>			< 0,001*
Sem	1		
Com	44,868	24,911 - 80,814	

OR: Odds ratio; OR Bruto = 1; Categoria de referência IC 95%: Intervalo de Confiança de 95%; CRS: Coordenadorias Regionais de Saúde; \*  $p \leq 0,25$ .

Os resultados do modelo de regressão logística múltiplo encontrado estão representados na Tabela 5 pelos valores dos OR ajustados de cada covariável.

**Tabela 5 – Resultados do modelo de regressão logística múltiplo para os óbitos de NV da 4ª CRS do RS, 2006 (n = 6963)**

Variáveis independentes	OR Ajustado*	IC 95%	p
<b>Estado civil</b>			
Casada ou união consensual	1		
Outro	1,984	1,117 – 3,524	0,019
<b>Idade gestacional (semanas)</b>			
A termo ( $\geq 37$ )	1		
Pré-termo ( $< 37$ )	3,256	1,624 – 6,530	0,001
<b>Peso ao nascer (g)</b>			
≥ 2.500	1		
< 2.500	4,667	2,325 – 9,369	< 0,001
<b>Apgar 1º minuto</b>			
9 ou 10	1		
≤ 8	3,926	1,915 – 8,051	< 0,001
<b>Apgar 5º minuto</b>			
9 ou 10	1		
≤ 8	5,613	3,112 – 10,123	< 0,001
<b>Anomalias</b>			
Ausente	1		
Presente	20,402	9,773 – 42,595	< 0,01

\* Odds ratio ajustado para as outras covariáveis da tabela por meio da regressão logística múltipla; CRS: Coordenadorias Regionais de Saúde; OR ajustado = 1: categoria de referência; IC 95%: Intervalo de Confiança de 95%;  $\beta_0 = -7,152$ .



Com o modelo obtido pode-se concluir que o risco que um NV possui de morrer antes de completar um ano de vida é aumentado se a mãe não possuir união estável, se for prematuro, se apresentar baixo peso ao nascer, se apresentar índice de Apgar no 1º minuto e no 5º minuto inferior a 9, e se apresentar anomalia congênita.

Considerando o peso ao nascer, a OR = 4,6677 indica que a ocorrência de mortalidade nos bebês que nasceram com baixo peso (< 2500g) é quase cinco vezes a ocorrência de mortalidade em bebês que nasceram com peso normal ( $\geq$  2500g), ou ainda, o baixo peso aumenta em aproximadamente 400% o risco de óbito.

#### 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

De acordo com IBGE, de 2000 para 2010, a taxa de mortalidade infantil caiu de 29,7‰ para 15,6‰, o que representou decréscimo de 47,6% na última década. Com queda de 58,6%, o Nordeste liderou o declínio das taxas de mortalidade infantil no país, passando de 44,7 para 18,5 óbitos de crianças menores de um ano por mil nascidas vivas, apesar de ainda ser a região com o maior indicador. O Sul manteve os menores indicadores em 2000 (18,9‰) e 2010 (12,6‰). De 2000 para 2010, a taxa de mortalidade infantil caiu de 29,7‰ para 15,6‰, o que representou decréscimo de 47,6% na última década. Com queda de 58,6%, o Nordeste liderou o declínio das taxas de mortalidade infantil no país, passando de 44,7 para 18,5 óbitos de crianças menores de um ano por mil nascidas vivas, apesar de ainda ser a região com o maior indicador. O Sul manteve os menores indicadores em 2000 (18,9‰) e 2010 (12,6‰)<sup>3</sup>.

A comparação dos resultados obtidos neste estudo com os de outras pesquisas que utilizam a mesma abordagem temática ressalta os seguintes aspectos: sobre a incidência de baixo peso ao nascer, observa-se nos demais estudos revisados, que o baixo peso ao nascer é considerado como um forte determinante de risco relacionado a óbitos antes do primeiro ano de vida<sup>16,17</sup>. Esse determinante é mencionado como um indicador do risco social relacionado às precárias condições socioeconômicas e nutricionais de uma população, mostrando assim, a complexidade dos fatores associados e a necessidade de um aprofundamento nos estudos das causas desse determinante<sup>18</sup>.

Em estudo realizado por Moraes et al. (2007)<sup>19</sup> sobre a ocorrência do baixo peso ao nascer, no RS, no ano de 2003, os autores constataram que 8,4% dos NV apresentaram baixo peso ao nascer, sendo que 60,9% eram prematuros e 4,02% nascidos a termo apresentaram baixo peso. Os resultados obtidos aqui, realizados para a 4ª CRS, corroboram com os resultados deste estudo.

O percentual de partos cesáreos foi de 55,7%, muito acima dos 15% recomendados pela OMS.

Em relação ao número de consultas pré-natais, o preconizado pelo Ministério da Saúde é o mínimo de 7 consultas, sendo que neste estudo foi encontrado um percentual expressivo de mães (32%) que realizaram menos de seis consultas.

O CMI para os NV pertencentes a 4ª CRS foi de 11,49‰, considerado baixo segundo a classificação descrita por Duarte (2007)<sup>20</sup>. Partindo-se para uma análise em termos nacionais, Duarte (2007)<sup>20</sup> contextualiza o Brasil como um país de taxas elevadas, pois afirma que apesar do decréscimo da mortalidade infantil, o país, assim como o estado do RS, apresenta diferenças importantes dentro de seu território. Fundamentando-se nos dados de Victora (2001)<sup>21</sup> e na pesquisa de Szwarcwald et al. (2002)<sup>22</sup>, as maiores taxas de mortalidade infantil registradas são no Nordeste e Norte brasileiro, enquanto as menores são no Sudeste e Região Sul do país.

Victora et al. (1996)<sup>23</sup>, em estudos de coortes realizados em Pelotas, RS, nos anos de 1982 e 1993, também encontraram como significativas, entre outras causas para a mortalidade infantil, o baixo peso ao nascer, a prematuridade e a malformação congênita.

O baixo peso ao nascer e a duração da gestação são os fatores de risco descritos na literatura que conjecturam com a maior força de associação com a mortalidade infantil. No entanto, o peso ao nascer e a prematuridade não necessitam ser estudados como fatores isolados, mas sim como mediadores de diversos determinantes e condicionantes da mortalidade infantil, como por exemplo, escolaridade e condições socioeconômicas e hábitos de vida da mãe, ao acesso e qualidade dos serviços de saúde durante a gestação, dentre outros. Os mecanismos relacionados à prematuridade são o trabalho de parto prematuro, a interrupção precoce da gestação devido a problemas relacionados com a mãe ou feto, associados a demais fatores como sangramento vaginal, tabagismo, uso de bebidas alcóolicas e a doenças hipertensivas decorrentes da gestação. A duração da gestação tem sido observada na literatura como um dos fatores de grande importância para a mortalidade infantil<sup>18</sup>.

Dois estudos realizados na região Nordeste, um para determinar os fatores de risco para óbitos neonatais e o outro para nascidos vivos com menos de um ano de idade, também obtiveram como fatores de risco para a mortalidade o índice de Apgar para o primeiro e o quinto minutos. Para esses autores o índice de Apgar reflete nas condições de vitalidade do recém-nascido. Levando-se em consideração os resultados obtidos, o índice de Apgar no quinto minuto obteve um valor mais expressivo da medida de associação em relação ao índice de Apgar no primeiro minuto de vida, com isso o índice de Apgar no primeiro minuto representa uma menor probabilidade teórica de indicar um fator de risco que o índice no quinto minuto<sup>16,17</sup>. Resultado semelhante foi observado em estudo realizado em Montes Claros, MG<sup>17</sup>.

Em relação ao fator grau de instrução da mãe, neste estudo, a variável mostrou-se um fator de proteção para a mortalidade, contrariando vários autores que usaram da mesma abordagem<sup>18</sup>. O grau de instrução é considerado por vários autores como um condicionante da condição sócio econômica da mãe e também como um fator pertinente ao perfil cultural e consequentemente, interfere no comportamento relacionado aos cuidados de saúde que refletem diretamente na determinação da mortalidade infantil<sup>18</sup>. Em estudo realizado em Porto Alegre, RS, também apresentou como significativo baixo peso ao nascer e idade gestacional.

Na coorte de nascidos vivos da 4ª CRS do RS o estado civil da mãe, durante a gestação, mostrou-se como um fator de risco para a mortalidade infantil. Esse resultado, no entanto, não é muito comum de ser considerado como um fator de risco na literatura revisada. As variáveis: idade materna, paridade, escolaridade da mãe, número de consultas pré-natais, tipo de gravidez, tipo de parto, local do nascimento, sexo e raça do bebê não se mostraram significativamente associados aos fatores de risco para mortalidade infantil neste estudo.

Em relação a estes determinantes para a mortalidade infantil, obtidos por meio do modelo encontrado, salienta-se a ocorrência significativa de quatro covariáveis: o baixo peso ao nascer, a prematuridade, e os índices de Apgar primeiro e quinto minuto, fatores citados por Victora et al.<sup>23</sup>, 1996; Sarinho et al.<sup>16</sup>, 2001; Martins e Velasquez-Mélendez, 2004<sup>17</sup>, e reforçados como sendo potenciais fatores de risco associados à mortalidade infantil.

A presença de anomalia congênita é uma variável não constantemente explorada nos estudos, mas segundo alguns autores, esta variável ocupa o primeiro lugar quando tratamos de mortalidade infantil. Conforme estudos realizados no Rio Grande do Sul, observou-se que esta variável relata causas consideradas de difícil prevenção em relação às demais<sup>23,25</sup>.

Os achados deste estudo confirmam a maioria dos resultados encontrados por outros autores, para diversas regiões do Estado brasileiro, sendo que os modelos podem diferir quanto à inclusão de outras covariáveis, tais como: escolaridade da mãe, número de consultas pré-natais, entre outros, devido às diferenças de condições econômicas, sociais, ambientais e, principalmente, de saúde nas regiões do estado do RS e, especialmente, dentro do território brasileiro.

Analisando-se os resultados mais relevantes deste estudo, sugere-se mais vigilância por parte dos serviços de saúde da região aos recém-nascidos em relação a intervenções que possibilitem uma redução nas taxas de baixo peso ao nascer, proporcionando maior atenção à gestante e aos cuidados no momento do parto, alcançando-se uma elevação nos índices do NV, refletidos nos valores dos índices de Apgar 1º minuto e no 5º minuto. Certamente esses cuidados proporcionarão a redução das taxas de prematuridade, um dos fatores de risco mais importantes a serem considerados.

Em estudos conduzidos recentemente na Universidade Federal do Rio Grande do Sul<sup>24,25</sup> o baixo peso ao nascer, os índices de Apgar baixos e a presença de anomalia foram apontados como os maiores preditores de mortalidade infantil. Um estudo realizado em Goiânia por Moraes Neto e Barros encontrou como significantes o baixo peso ao nascer e gestação inferior a 37 semanas<sup>18</sup>.

Outro estudo realizado em Blumenau, Santa Catarina, apresentou como modelo final uma associação significativa com o óbito os nascidos vivos com baixo peso ao nascer, idade gestacional inferior a 36 semanas e presença de anomalia. As variáveis socioeconômicas, médico-assistências e de serviço de saúde não apresentaram associação significativa, sendo confundidas com fatores de risco biológicos<sup>26</sup>.

## 5. CONCLUSÃO

Considerando-se os resultados obtidos, conclui-se que a existência de um banco de dados oficial, com acesso livre e gratuito é de suma importância, proporcionando a realização de estudos científicos que tenham por objetivo identificar, fatores de risco para eventos de grande relevância para a Saúde Pública, como a mortalidade infantil.

No que diz respeito ao desenvolvimento da pesquisa o modelo ajustado para os dados foi ao encontro do principal objetivo desta pesquisa, ou seja, a identificação dos fatores de risco para a mortalidade infantil de nascidos vivos para a região central do estado do Rio Grande do Sul, estas variáveis identificadas foram: o estado civil da mãe (mãe sem união estável); idade gestacional (menor que 37 semanas); peso ao nascer (menor que 2500 gramas); índice de ápgar no 1º minuto (inferior a 9); índice de ápgar no 5º minuto (inferior a 7) e anomalias congênicas (presente). Estes resultados confirmam a maioria dos encontrados pelos autores, para diversas regiões do Estado brasileiro, sendo que os modelos podem diferir quanto à inclusão de outras covariáveis, tais como: escolaridade da mãe, o número de consultas pré-natais, entre outros, devido às diferenças de condições econômicas, sociais, ambientais e, principalmente, de saúde nas regiões do estado do RS e, especialmente, dentro do território brasileiro.

Com isso, acredita-se que estes resultados podem contribuir na orientação e planejamento das políticas públicas de saúde com ênfase nos cuidados às gestantes, no período de gestação e no momento do parto, orientando desta forma, para uma especial atenção da mãe em relação ao seu recém-nascido, em prol da sobrevivência dos bebês com uma maior qualidade vida.

Analisando-se os resultados mais relevantes desse estudo, sugere-se uma melhor vigilância por parte dos serviços de saúde aos recém-nascidos em relação: a intervenções que possibilitem uma redução nas taxas de baixo

peso ao nascer, proporcionando uma melhor atenção à gestante e aos cuidados no momento do parto, alcançando-se uma elevação nos índices do NV refletidos nos valores dos índices de ápgar 1º minuto e no 5º minuto. Certamente, esses cuidados refletirão na redução das taxas de prematuridade, um dos fatores de risco mais importante a ser considerado.

Estas conclusões direcionam-se a necessidade de uma assistência em saúde mais adequada para cada um dos níveis de complexidade do sistema de saúde, bem como a garantia de assistência pré-natal adequada às gestantes e ao recém-nascido com intuito de identificar precocemente eventuais doenças maternas e fetais, possibilitando, desta maneira, a sobrevivência dos recém-nascidos.

## REFERÊNCIAS

1. BERKOWITZ, G.S.; PAPIERNIK, E., Epidemiology of pre-term birth. **Epidemiologic Review**. v. 15, p.414-415, 1993.
2. KOZU, K. T. et al. **Mortalidade Infantil**: causas e fatores de risco: um estudo bibliográfico, 2005. Disponível em: <<http://www.medstudents.com.br/original/original/mortinf/mortinf.htm>>. Acesso em: 12 jul. 2009.
3. VICTORA, C. G.; GRASSI, P. R.; SCHMIDT, A. M. Situação de saúde da criança em área da região sul do Brasil, 1980-1992: tendências temporais e distribuição espacial. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 28, n. 6, dez. 1994.
4. SECRETARIA DO PLANEJAMENTO E GESTÃO DO RS (SEPLAG/RS, 2009). Mortalidade Infantil, Atlas Socioeconômico do Rio Grande do Sul. Disponível em: <<http://www.seplag.rs.gov.br/atlas/atlas.asp?menu=312>>. Acesso em 03 jul. 2015
5. MACHADO, C. J.; HILL, K. Maternal, Neonatal and Community Factors Influencing Neonatal Mortality in Brazil. **Journal of Biosocial Science**. v. 37, n. 2, p.193-208, 2005.
6. PAGANO, M. **Princípios de Bioestatística**. Tradução de Luiz Sérgio de Castro Paiva. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2004.
7. MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS/SVSa, 2002). Sistema de Informações sobre Mortalidade – SIM. Disponível em: <[http://portal.saude.gov.br/portal/saude/Gestor/visualizar\\_texto.cfm?idtxt=21377](http://portal.saude.gov.br/portal/saude/Gestor/visualizar_texto.cfm?idtxt=21377)>. Acesso em: 03 jun. 2014.
8. MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS/SVSb, 2002). Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – SINASC. Disponível em: <[http://portal.saude.gov.br/saude/visualizar\\_texto.cfm?idtxt=21379](http://portal.saude.gov.br/saude/visualizar_texto.cfm?idtxt=21379)>. Acesso em: 03 jun. 2009.
9. SHIMAKURA, S. E. et al. Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil e em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 5, 2001.
10. SOUZA L. M. **Avaliação do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos – SINASC**: Minas Gerais e mesorregiões 2000. Dissertação (Mestrado em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da FACE) – Universidade Federal de Minas Gerais, 2004.
11. WARREN, R. E. Predictive modeling of archaeological site location: a primer. In: ALLEN, K. M. S., GREEN, S. W., ZUBROW, E. B. W., (eds). **Interpreting Space: GIS and Archaeology**. London: Taylor e Francis, 1990.
12. HOSMER, Jr. D.W.; LEMESHOW, S. **Applied Logistic Regression**. New York: John Wiley, 1989.
13. PENHA, R. N. **Um estudo sobre regressão logística binária**. 2002. Monografia (Graduação em Engenharia de Produção). Departamento de Produção - Universidade Federal de Itajubá. Itajubá, MG, Brasil, 2002. Disponível em: <<http://www.epr.unifei.edu.br/PFG/producao2002/trabalhos/Renata.PDF>> Acesso em: 10 jun. 2009.
14. PASW 18.0 (SPSS Inc., Chicago, EUA). 2009.
15. SARINHO, S. W. et al. Fatores de risco para óbitos neonatais no Recife: um estudo caso-controle. **Jornal de Pediatria**, Rio de Janeiro, v. 77, n. 4, 2001.

16. SILVA, C. F, LEITE A. J. M. ALMEIDA, NMGS, GONDIM, RC. Fatores de risco para a mortalidade infantil em município do Nordeste do Brasil: linkage entre banco de dados de nascidos vivos e óbitos infantis – 2000 a 2002. **Revista Brasileira de Epidemiologia**. v. 9, n.1, p.69-80,2006.
17. MARTINS, E, F.; VELÁSQUEZ-MELÉNDEZ, G. Determinantes da mortalidade neonatal a partir de uma coorte de nascidos vivos, Montes Claros, Minas Gerais, 1997-1999. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 4, n. 4, p. 405-412, out./dez., 2004.
18. MORAIS NETO, O. L.; BARROS, M. B. A. Fatores de risco para a mortalidade neonatal e pós-neonatal na região centro-oeste do Brasil: linkage entre banco de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 2, 2000.
19. MORAES, A. B. **Baixo peso de nascidos vivos no Rio Grande do Sul, Brasil**: uma análise estatística multinível. 2003. p.168. Tese (Doutorado em Epidemiologia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.
20. DUARTE, C. M. R. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 7, p. 1511-1528, jul., 2007.
21. VICTORA, C. G. Intervenções para reduzir a mortalidade infantil pré-escolar e materna no Brasil. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 4, n. 1, abr. 2001.
22. SZWARCOWALD, C. L. et al. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 6, dez. 2002.
23. VICTORA, C. G et al. Mortalidade infantil em duas coortes de base populacional no sul do Brasil, 1982 e1993: tendências e diferenciais. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, n. 2, p.79-86, 1996.
24. ZANINI, R. R. **Modelos multiníveis aplicados ao estudo da mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, Brasil, de 1994 a 2004**. 2007. 200f. Tese (Doutorado em Epidemiologia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.
25. ZANINI, R. R. et al. Determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul por dois modelos de análise. **Revista de Saúde Pública**. v.45, n. 1, p. 79-89, 2011.
26. SANTA HELENA, E T; ROSA, MB. Avaliação da qualidade das informações relativas aos óbitos em menores de um ano em Blumenau,1998. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**. n.3, p.75-83, 2003.